

文章编号: 1000-6788(2000) 09-0001-08

# 管理浮动汇率制度下货币政策目标模型及应用

魏巍贤

(厦门大学金融研究所, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 应用经济理论和多目标决策分析方法,探讨货币政策目标之间的关系,首次建立管理浮动汇率制下的货币政策多目标模型。在此基础上,应用多种计量经济学方法(协整、方差分解和脉冲响应分析),实证研究中国自实现管理浮动汇率制度以来货币政策目标之间的关系,并得出具有重要意义的结论。

**关键词:** 中央银行;多目标决策;货币政策;汇率目标;方差分解;脉冲响应分析

**中图分类号:** F224; F822.1

## Monetary Policy Targets Model under Managed Floating Exchange Rate Regime and Its Application

WEI Wei-xian

(Institute of Finance, Xiamen University, Xiamen 361005)

**Abstract** This paper, for the first time, builds up a multiple objective decision model of monetary policy targets, which shows the behavior of domestic prices can depend on the extent of exchange rate targeting. The long-run relationship between domestic prices, output, foreign prices, the interest rate differential, the exchange rate, and the underlying growth rate are estimated based on China's macroeconomic time series data. We apply a lot of econometric methods, for examples, cointegration, variance decomposition, and impulse response analysis, to analyses the model. The empirical results show that the model established in this paper can explain the relationships of monetary policy targets. At the end of the paper, the policy implications of the results are given as well.

**Keywords** the center bank; multiple objectives decision; monetary policy; exchange rate target; cointegration; variance decomposition; impulse response analysis

### 1 引言

《中国人民银行法》规定货币政策目标是“保持货币币值的稳定,并以此促进经济增长”。保持货币币值稳定是指保持人民币对内币值和对外币值的稳定。人民币对内币值的稳定性主要用国内价格总指数的稳定性来衡量;对外币值的稳定性主要用人民币汇率的稳定性来衡量。因此,货币政策目标之间存在着明显的不可公度性。为了实现预期的经济增长目标,生产部门可能要求银行系统放松银根并降低利率,出口部门要求贬值汇率,而放松银根很可能引起物价上涨,贬值汇率显然直接与货币政策目标相背。可见,货币政策目标之间存在着明显的矛盾性。因此,货币政策的制定和实施实质上是一个多目标决策过程。

多目标决策过程是指决策的全过程。其中包括对环境的判断、目标的确定、模型的构造、分析与评价以及方案的实施等步骤<sup>[1]</sup>。在货币政策多目标决策的全过程中,中央银行不仅是货币政策的制定者(决策

收稿日期: 1999-02-23

资助项目: 国家自然科学基金(79800019)

人),而且是货币政策的实施者和监督者。因此,在货币政策的多目标决策全过程中,对国内外经济金融环境的判断、货币政策目标的确定、模型的构造以及分析与评价是中央银行的重要任务,其中又以建模、分析与评价为其关键环节。但目前有关货币政策目标的模型化研究文献尚不多见。

自东南亚金融危机爆发以来,我国始终将稳定人民币汇率作为货币政策的首要目标。从而起到了稳定亚洲乃至世界经济金融秩序的巨大作用。稳定人民币汇率对于中国树立敢于承担维持国际经济秩序的良好形象,提高东亚以及世界各国对中国政府的信任度和中国经济的信心,有重要的政治意义。但由于货币政策目标间的矛盾性,这种作法势必影响货币政策的其他目标的实现。因此,货币政策目标间的关系又是一个有待深入研究的现实问题。

本文首先应用经济理论和多目标决策分析方法,探讨货币政策目标之间的关系,首次建立管理浮动汇率制下的货币政策多目标模型。在此基础上,应用多种计量经济学方法(协整、方差分解和脉冲响应分析),根据1994年1月-1998年9月的月度数据,实证研究中国自实现管理浮动汇率制度以来货币政策目标之间的关系,得出具有重要政策涵义的结论。

## 2 货币政策目标模型

我们用平方和损失函数来定义货币政策目标的组合偏差:

$$L = ap^2 + b(y - y_n)^2 + ce^2 \quad (1)$$

其中  $p$  表示国内价格总水平的增长率 ( $p_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ ),  $y$  是经济的实际增长率,  $y_n$  是潜在经济增长率。名义汇率 ( $E$ ) 以本币表示的外币价格 (在本文以人民币1元兑换的美元数) 表示,  $e$  是汇率的变化率 ( $e_t = \ln(E_t/E_{t-1})$ ), 即  $e > 0$  表示本币升值。参数  $a$   $b$  和  $c$  描述了货币政策目标的相对重要性。

式(1)给出的损失函数描述了中央银行的作用。模型的剩余部分是对经济增长率、汇率和利率行为的描述<sup>①</sup>。实际经济增长率依赖于潜在的经济增长率、不可预期的价格变化以及不可预期的供给震荡  $u_s$ :

$$y = y_n + d(p - p^e) - u_s \quad (2)$$

其中  $p^e$  是预期价格变化。式(2)对经济增长的描述是相当一般的,该式也可从名义刚性或不完全信息得出<sup>[4]</sup>。

名义汇率贬值依赖于国内外价格的变化和不可预期的实际贬值:

$$e = (p_f - p) + u_e \quad (3)$$

其中下标  $f$  记为外国变量(下同)。此式说明货币政策通过价格来影响汇率。

假设国内外预期实际利率相等。因此,本国的名义利率  $i$  等于外国的名义利率减去国内外的价格变化率,即:

$$i = (i_f - p_f^e) + p^e \quad (4)$$

方程(1)-(4)给出了基本模型。而推导价格方程需要三步:①解出最优价格,②在最优价格的基础上确定预期价格,③用可观测变量来表示预期价格后,再给出价格方程。

对目标函数(1)求关于价格变化率  $p$  的极小值,得最优价格变化率为:

$$p = \frac{bd^2 p^e + cp_f + cu_e + bdu_s}{a + c + bd^2} \quad (5)$$

在理性预期的假设下,应用方程(5)得预期价格为:

$$p^e = \frac{cp_f}{a + c} \quad (6)$$

将预期价格代入方程(5),以外国价格、经济增长率和汇率的不可预期变化来表示国内价格:

$$p = \frac{c}{a + c} p_f + \frac{bd}{a + \frac{bd^2}{c}} u_s + \frac{c}{a + \frac{bd^2}{c} + c} u_e$$

① 模型没有反映货币市场。这是因为中央银行控制货币的最终目标是控制价格。如果将货币市场结合进来,只要在  $m = p + u_m$  其中  $(E(u_m | u_e, u_s) = 0)$  的假设下,不会影响本文的结果。

利用 (4) 和 (6) 得:

$$\begin{aligned} p^e - p_f^e &= i - i_f \\ p^e &= -\frac{c}{a}(i - i_f) \end{aligned} \tag{7}$$

最后,我们用经济增长率、汇率方程 ((2)、(3)) 和 (7) 替代上式中的不可观测变量,得:

$$p = \frac{bcd^2}{a(a+c)}p_f + \frac{bcd^2}{a^2}(i - i_f) + \frac{bd}{a}y_n - \frac{bd}{a}y + \frac{c}{a}e \tag{8}$$

价格方程 (8) 以潜在经济增长率和如下可观测变量: 经济增长率、外国价格的变化率、国内外利率差以及汇率的变化率来表示价格的变化率。其中外国价格、利率差和汇率的系数都依赖于用来反映汇率稳定的重要性的参数  $c$ 。当汇率自由浮动时,  $c$  等于零, 因而这些系数也都为零。

当中央银行将稳定汇率作为货币政策的一个目标时 ( $c > 0$ ), 汇率的系数为正, 即汇率贬值 (升值) 引起价格下降 (上升)。这种价格响应方式与人们通常断言“汇率贬值带动价格上升”相矛盾。需要强调指出的是, 本文的模型完全是从中央银行的作用机制来考虑价格对汇率变化的响应方式的。也就是说, 中央银行在选定目标汇率后, 将会尽力抵消汇率贬值带来的消极效果。在本模型中就表现为: 中央银行在汇率贬值时会尽力促使价格下降。虽然方程 (8) 中的汇率系数为正与“汇率贬值带动价格上涨”的直觉不一致, 但这是由于人们通常忽略了货币政策的作用。在现实经济运行中, 汇率能在多大程度上影响价格主要取决于中央银行对汇率稳定目标的重视程度。

本文建立的模型清晰地描述了货币政策目标 (价格与汇率) 之间的基本联系。也就是说, 如果中央银行对汇率稳定的重视程度发生改变, 则价格行为也将随之变化。本文的模型还可用来评价中央银行对维持汇率稳定目标的重视程度。中央银行可在实证分析的基础上, 进一步分析和评价货币政策的实施效果, 进而根据国家宏观经济目标的基本取向, 更加有效地实施货币政策。

### 3 中国货币政策目标关系的实证分析

上节给出的模型将货币政策的对内目标 (价格) 表示为部分地依赖于货币政策的对外目标 (汇率)。而且, 这种依赖性不受中央银行用于实现汇率稳定目标的具体操作手段的影响, 因此模型具有广泛的适应性。本节使用该模型实证研究中国的货币政策目标之间的关系。

由于价格方程 (8) 右端的一些变量的系数依赖于中央银行对汇率稳定的重视程度 ( $c$ ), 因此检验方程 (8) 的估计系数的显著性, 可得出中央银行对汇率稳定的重视程度的信息。如果外国价格、利差和汇率的系数显著为正, 则表明中央银行在实际操作中已将稳定汇率作为一个独立的政策目标; 如果中央银行仅以控制国内通货膨胀和实现经济增长为目标 (不将稳定汇率作为一个独立的政策目标), 对稳定汇率的态度仅仅是考虑汇率变动对以上两个目标的影响, 则上述各变量的系数将是不显著的。但无论出现哪种情形, 估计系数的符号应不变。因此, 模型的一个重要意义是, 模型参数是货币政策的不变量。即不论中央银行实行哪种货币政策, 货币政策目标间的关系都可用本文的模型表示。

为了便于实证分析, 我们将方程 (8) 改写成如下形式:

$$p = U_n y_n + U_{pf} p_f + U_i (i - i_f) + U_y y + U_e e \tag{9}$$

方程 (9) 是以增长率形式表示价格与各变量之间的联系。为便于实证分析, 以各变量的水平值的自然对数线性形式 (利差除外) 表示为:

$$\ln P = \gamma_n \ln Y_n + \gamma_{pf} \ln P_f + \gamma_i (i - i_f) + \gamma_y \ln Y + \gamma_e \ln E \tag{10}$$

#### 3.1 数据

本文使用 1994 年 1 月 - 1998 年 9 月的月度数据进行实证分析。方程 (10) 中各变量的定义及其数据来源分别是: ① 国内价格 ( $P$ ), 是指以 1990 为基期 (1990=100) 的中国居民消费价格总指数 (CPI)。CPI 的定基比数据是根据月环比计算得出的。其中文献 [5, 6] 提供了 1998 年 8 月以前的 CPI 月环比数据, 1998 年 9 月数据来自《Business Weekly China Daily》, 1998, No. 292。② 外国价格 ( $P_f$ ) 以美国居民消费价格指数表示 (1990=100), 数据来源是《International Financial Statistics, IFS》(各月)。③ 外国利率 ( $i_f$ ) 以美国 3 个月

的国债利率(来自 *IFS line 60*)表示. ④ 根据国际货币基金组织的统计,以中国人民银行对金融机构的 20 天内贷款年利率表示中央银行的基准利率,即国内利率 ( $i$ ). 数据来源是 *IFS(line 60)*. ⑤ 人民币汇率 ( $E$ )以人民币对美元的月平均汇率数据(1元人民币折合的美元数)表示,数据来源是《中国人民银行统计季报》(各期). ⑥ 虽然 GDP月度数据不可得,但《中国人民银行统计季报》提供了工业总产出 (TGOVI)的月度数据(由于 TGOVI表现出很强的季节性,我们首先对其进行季节调整,季节调整方法是原始数据除以季节指数<sup>[14]</sup>). 且因为 GDP的年度增长方式类似于 TGOVI,因此基于每年 GDP和 GOVI的比例关系,可估计出 GDP的月度数据. 计算步骤是,首先计算出 GDP对 TGOVI的年度比例  $g_t$  ( $t= 1994, \cdots, 1998$ ),再乘以相应年份的 TGOVI的每个月度值,可估计出 GDP的月度数据. 即月度  $GDP_{t,M}$ 的计算公式为:

$$GDP_{t,M} = g_t \times TGOVI_{t,M} \tag{11}$$

其中下标  $M= 1, 2, \cdots, 12$ . GDP和 TGOVI均以 1990年的不变价计算. ⑦ 在计算出月度 GDP(即  $y$ )的基础上,用 Hodrick-Prescott滤波器测算潜在经济增长率 ( $y^*$ ). 本文使用最新的计量经济学软件包 TSP international 4. 4提供的 HP滤波器直接测算出  $y^*$ . 测算结果表明,潜在经济增长率基本不变. 因此可设定潜在经济增长率为常数<sup>①</sup>.

3. 2 实证分析方法与结果

由于方程 (10)中存在三个内生变量(价格、汇率和产出),直接使用 OLS进行回归会产生联立性偏误问题. 因此,本文在使用向量自回归模型 (VAR)的基础上,应用协整分析及方差分解和脉冲响应技术进行实证分析.

3. 2. 1 协整分析

协整关系研究是 80年代末到 90年代以来,计量经济学方法论的重大突破. 这一重要方法构成了本文用来辨别货币政策目标之间是否存在长期稳定关系的理论基础.

最常用的协整检验方法是 EG两步法<sup>[7]</sup>和 Johansen-Juselius(JJ)的多变量系统极大似然估计法<sup>[8,9]</sup>. 极大似然法在考虑两个以上变量的协整关系时,还能精确地确定出协整向量数目. Charemza-Deadman建议将 JJ方法用作单一方程建模的辅助工具<sup>[13]</sup>. 他们指出,如果变量间的确存在唯一的协整关系,则用 JJ方法估计出的协整向量,经标准化处理后,向量中具有合理经济意义的各分量的符号和数值大小,与用 EG方法估计出的结果近似. 因此,可用 JJ方法来验证用 EG方法建立的单方程模型. 为简洁起见,本文省略了关于协整关系理论的具体数学表达式.

在协整检验前,首先使用单位根检验法检验每个变量的平稳性. 我们应用 ADF方法检验各变量的单位根. 即对变量  $x$ 进行如下回归:

$$\Delta x_t = T_0 + T_1t + T_2x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Delta x_{t-j} + u_t \tag{12}$$

并作假设检验:  $H_0: T_2= 0; H_1: T_2< 0$  如果接受  $H_0$ (拒绝  $H_1$ ),则说明序列  $x_t$  存在单位根,因而是非平稳的; 否则  $x_t$  是平稳的. 方程 (9)中加入  $k$  个滞后项是为了使回归残差为白噪声. 对于非平稳变量,还需检验其高阶差分的平稳性. 检验结果见表 1.

表 1 ADF单位根检验结果

变量	ADF统计量	检验形式 (C, T, K)	变量	ADF统计量	检验形式 (C, T, K)
lnP	- 0. 2515	(C, T, 3)	$\Delta \ln P$	- 2. 8212	(N, N, 3)
$\ln P_f$	- 0. 7323	(C, T, 1)	$\Delta \ln P_f$	- 2. 3574	(N, N, 1)
$(i - i_f)$	- 2. 6381	(C, T, 2)	$\Delta (i - i_f)$	- 4. 3878	(N, N, 1)
lnY	- 2. 0778	(C, T, 2)	$\Delta \ln Y$	- 10. 039	(N, N, 1)
lnE	- 2. 1079	(C, T, 2)	$\Delta \ln E$	- 2. 7856	(N, N, 2)

① 为节省篇幅,本文不列出潜在经济增长率 ( $y^*$ ) 的计算结果. 另外,本文作者还计算出中国潜在 GDP的年度 (1978-1998) 季度 (1992. 1- 1998. 4)和月度 (1992. 1- 1998. 12)数据,需要的读者直接与作者联系.

注: 检验形式  $C$ 、 $T$  和  $K$  分别表示单位检验方程包括常数项、时间趋势和滞后阶数,  $N$  是指不包括  $C$  或  $T$ 。加入滞后变量是为了使残差项成白噪声 (用 LM F 检验来判断)。\* 表示在 5% 水平下是显著的。ADF 统计量临界值来自 TSP international 4.4。

由表 1 知, 这些变量都是一阶差分平稳的。于是, 我们应用 JJ 方法进一步检验变量间是否存在协整关系。首先令  $Z = (P, P_f, (i - i_f), Y, E)'$ , 建立 VAR 模型。由于 JJ 方法对滞后步长非常敏感, 本文用 Schwarz 信息准则 (SC) 确定 VAR 模型的最优滞后步长为 2。JJ 检验结果见表 2。

表 2 JJ 协整检验结果

$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\max}$	5% 临界值	$\lambda_{\text{trace}}$	10% 临界值
$r = 0$	$r = 1$	37.86	33.46	83.20	68.52
$r \leq 1$	$r = 2$	18.01	27.07	35.34	47.21
$r \leq 2$	$r = 3$	8.61	20.97	17.34	29.68
$r \leq 3$	$r = 4$	7.28	14.07	8.73	15.41
$r \leq 4$	$r = 5$	1.44	3.76	1.44	3.76

注: 两种统计量的临界值来自文献 [11]。\* 表示在 5% 的显著水平拒绝原假设。

由于统计量  $\lambda_{\text{trace}}(r)$  检验协整向量个数  $r \leq 0$ ,  $\lambda_{\max}$  检验协整向量个数  $r = r_0$ 。检验结果说明向量  $Z = (P, P_f, (i - i_f), Y, E)'$  的 VAR 模型中含有唯一的协整向量。其标准化的协整向量为  $U = (-1.0, 0.040, -0.214, 7.701)$ 。于是, 我们得出变量之间的长期均衡关系为:

$$P = 7.701E - 0.214Y + 4.456P_f + 0.040(i - i_f)$$

(13)

3.2.2 误差修正模型

根据 Granger 表现定理, 对于单方程情形, 如果内生变量  $y_t$  和外生变量  $(x_{1t}, \dots, x_{n-1,t})$  都是  $I(1)$  的, 且变量间存在唯一的协整关系, 则一定存在描述内生变量  $y_t$  由短期波动向长期均衡调整的误差修正模型。误差修正模型的一般表达式为:

$$\Delta y_t = \text{constant} + \theta_0 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \sum_{j=0}^q V_{ij} \Delta x_{i,t-j} + k_t$$

其中  $EC_{t-1}$  是误差修正项, 它是单一协整回归方程的一阶滞后误差。 $m$  是使残差项为白噪声的最优滞后阶数。误差修正模型说明, 虽然变量  $y_t$  可能在短期内偏离它与变量  $(x_{1t}, \dots, x_{nt})$  之间的协整关系水平, 但经济系统具有自我修正机制, 会在  $t$  期将  $t-1$  期的短期波动向整个经济系统的长期均衡水平调整。然而, 对于多变量系统而言, 误差修正模型中的潜在内生变量的短期动态项  $\Delta x_t$  应从一阶滞后开始。

由于系统中存在唯一的协整向量, 因而我们可建立关于国内价格变化率 (即通货膨胀率) 的误差修正模型, 估计结果见表 3。

诊断结果如下:

$$R^2 = 0.833; F(11, 41) = 6.437[0.0000]; e = 0.013897; DW = 1.88;$$
$$AR(1-5)F[5, 48] = 0.154; ARCH(4)F[4, 45] = 1.05; X^2F[11, 42] = 0.48372$$
$$\text{Normality}^2(2) = 2.8549; RESET F[1, 52] = 0.2015$$

上述各诊断检验中,  $AR(1-5)F$  是检验残差 (1-5 阶) 自相关的 LM 检验,  $\text{Normality}^2[2]$  是 Jarque-Bera 正态检验统计量,  $ARCH(4)F$  检验残差的条件异方差性,  $X^2F$  检验残差的异方差,  $RESET$  检验函数的设定形式。检验结果表明, 在通常的显著水平下, 我们不能拒绝“残差是正态白噪声”的原假设。其他检验不需解释。关于以上各检验的详细论述及其资料来源可参考文献 [12]。上述各诊断检验在 5% 显著水平下都可通过。误差修正模型中估计系数显著的变量的符号是符合经济意义的。

表 3 误差修正模型估计结果 (因变量为  $\Delta P$ , 样本区间: 1994(4)–1998(8))

变量	系数	标准差	<i>T</i> 检验值	零系数概率
<i>C</i>	0.004	0.003	1.47	0.15
$\Delta P_{t-1}$	0.3770.121	3.11*	0.00	
$\Delta P_{t-2}$	-0.164	0.115	-1.42	0.16
$\Delta E_{t-1}$	1.239	0.693	1.79	0.08
$\Delta E_{t-2}$	1.201	0.717	1.67	0.10
$\Delta Y_{t-1}$	-0.019	0.009	-2.07*	0.05
$\Delta Y_{t-2}$	-0.008	0.007	-1.20	0.24
$\Delta(i-i_f)_{t-1}$	-0.008	0.006	-1.23	0.22
$\Delta(i-i_f)_{t-2}$	-0.009	0.007	-1.32	0.19
$\Delta P_{ft-1}$	2.182	1.005	2.17*	0.04
$\Delta P_{ft-2}$	2.480	0.986	2.52*	0.02
$EC_{t-1}$	-0.200	0.042	-4.71*	0.00

注: \* 和 \*\* 分别表示在 5% 和 10% 的显著水平下拒绝系数为零。

3.2.3 汇率目标的独立性检验

如上所述, 检验价格方程中的外国价格、利差和汇率的估计系数的显著性, 可得出中央银行对汇率稳定的重视程度 (即汇率目标的独立性) 的信息。我们使用 Wald 检验分别检验汇率的系数之和、汇率与外国价格及利差系数之和是否为零。检验结果见表 4。

表 4 汇率目标的独立性检验

原假设	检验统计量	结论
$H_0: \sum_{L=1}^3 u_{e,L} = 0$	$F = 5.85[0.02]$	拒绝原假设
$H_0: \sum_{L=1}^2 u_{pf,L} + \sum_{L=1}^2 u_{i,L} + \sum_{L=1}^2 u_{e,L} = 0$	$F = 3.17[0.08]$	拒绝原假设

注: 方框内数值表示原假设成立的概率。

由表 4 知, 以上各系数之和显著异于零。这表明中央银行在实际操作中将稳定汇率作为一个独立的政策目标。这是因为, 如果中央银行仅以控制国内通货膨胀和实现经济增长为目标 (不将稳定汇率作为一个独立的政策目标), 对稳定汇率的态度仅仅是考虑汇率变动对以上两个目标的影响, 则上述各变量的系数将是不显著的。事实上, 这一结果并不令人吃惊。因为自汇率并轨后, 特别是东南亚金融危机爆发以来, 我国始终将稳定人民币汇率作为货币政策的首要目标。这一检验结果从理论上证实了人们的直觉观察; 也验证了本文的模型。

4 动态分析

本节在向量自回归 (VAR) 模型的基础上应用方差分解和脉冲响应技术, 分析货币政策目标之间的关系及外部冲击对货币政策的国内目标的影响。

由于各变量都是一阶差分平稳的 (即  $I(0)$  的), 因此它们之间的动态关系可表示为  $n$  阶向量自回归模型:

$$A(L)X_t = \bar{X} \tag{14}$$

其中  $X = (\Delta P, \Delta P_f, \Delta(i-i_f), \Delta Y, \Delta E)'$ ,  $A(L)$  是滞后多项式:  $A(L) = I + A_1L + \dots + A_nL^n$ .  $L$  是滞后算

子,  $A_1, \cdots, A_n$  是  $5 \times 5$  参数矩阵,  $X_t$  是  $5 \times 1$  具有零均值和有限协方差矩阵  $E$  的同期相关误差向量. 如果矩阵  $A(L)$  满足可逆条件, 则我们可将方程 (14) 写成无限阶移动平均过程, 即:

$$X_t = A^{-1}(L)X_t = \sum_{i=0}^{\infty} U_i X_{t-i}$$

(15)

其中  $A^{-1}(L)$  是脉冲响应矩阵. 在进行动态分析前, 我们先应用 Sims 的似然比检验估计出变量的最优滞后长度, 再应用 Cholesky 方法将估计的误差协方差矩阵  $E$  转换成如下形式:

$$E = ZDZ'$$

(16)

其中  $D$  是对角矩阵,  $Z$  是单位下三角矩阵. 将  $ZZ'$  代入方程 (15), 则有如下形式的 MA 过程:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} U_i X_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} U_i Z Z' X_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} C_{i-t-i}$$

(17)

其中  $C_i = U_i Z, _{t-i} = Z^{-1} X_{t-i}$ . 根据方程 (17),  $k$  步前向预测误差及其相应的协方差矩阵分别为:

$$X_{t+k} - \hat{X}_{t+k} = \sum_{i=0}^{k-1} C_{i-t+k-i}$$

(18)

$$E_1 = \sum_{i=0}^{k-1} C_i D C_i'$$

(19)

我们应用方程 (19) 对通货膨胀率 ( $\Delta P$ ) 的各种预测期限 (1-12 月) 的预测误差的方差进行分解. 而且, 我们还计算出各变量解释  $\Delta P$  的预测误差方差的百分比. 由方差分解结果表 5 知, 通货膨胀率主要受其自身的滞后 (即货币供应量) 的影响, 其它变量的影响相对较小. 随着时间的延续, 其它变量对通货膨胀的影响之和基本稳定在 10%. 也就是说, 稳定汇率的货币政策目标和外部冲击对我国国内通货膨胀的影响很小. 其原因是, 由于人民币目前仍属于非自由兑换货币, 我国目前尚未开放资本市场, 并对商品进口实行较严格管制. 因此, 在这种经济体制和管理方式下, 国内价格基本与外界隔离. 但随着对外开放的深入, 外部冲击也在一定程度上影响了国内市场 (虽然这种影响只有 10% 左右).

考察经济增长率在多大程度上受外部冲击和货币政策的影响是一个具有重要现实意义的问题. 表 6 给出了经济增长率的预测误差方差分解结果, 它也表示变量对经济增长的影响程度. 结果表明, 货币政策和外部冲击对经济增长的影响稳定在 19%. 也就是说, 在 1994 年 1 月至 1998 年 9 月期间, 紧缩通货、外部冲击和稳定汇率平均影响了 1/5 的经济增长. 具体地, 紧缩通货影响约 5%, 外部冲击和稳定汇率影响约 13%. 这一测算结果对货币当局的政策调整有重要参考价值.

我们使用方程 (17) 中的矩阵  $C_i$  进行脉冲响应分析, 即:

$$R_{kj} = C_i(k, j)$$

(20)

方程 (20) 测量在第  $i$  时期第  $j$  个变量对第  $k$  个变量的脉冲影响. 我们使用脉冲响应形式来确定各变量对通货膨胀率的脉冲影响的大小和方向 (表 7). 表 7 说明在所有变量中,  $\Delta P$  对其自身滞后有最强的脉冲响应, 对其余变量的响应较弱. 脉冲响应的方向与我们模型界定的一致.

表 5 通货膨胀率 ( $\Delta P$ ) 的预测误差方差分解

Period	$\Delta P$	$\Delta P_f$	$\Delta(i-i_f)$	$\Delta Y$	$\Delta E$
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	93.47	6.33	0.09	0.00	0.12
3	91.75	5.87	0.72	0.00	1.66
4	90.73	6.23	0.92	0.15	1.96
5	89.75	6.97	0.96	0.16	2.17
6	89.63	6.99	0.99	0.17	2.21
9	89.59	7.01	0.99	0.17	2.23
12	89.59	7.01	0.99	0.18	2.23

表 6 经济增长率  $\Delta(Y)$  的预测误差方差分解

Period	$\Delta P$	$\Delta P_f$	$\Delta(i - i_f)$	$\Delta Y$	$\Delta E$
1	2.88	0.12	0.00	97.00	0.00
2	5.06	1.64	0.37	92.72	0.21
3	4.70	7.97	1.21	84.26	1.86
4	4.97	9.15	1.87	82.03	1.99
5	5.12	9.59	1.87	81.41	2.02
6	5.12	9.69	1.91	81.27	2.01
9	5.13	9.75	1.97	81.12	2.03
12	5.13	9.75	1.98	81.11	2.03

表 7  $\Delta P$  对如下各变量的单位标准差冲击的响应

Period	$\Delta P$	$\Delta P_f$	$\Delta(i - i_f)$	$\Delta Y$	$\Delta E$
1	0.010535	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.006361	0.003201	0.000379	0.000004	0.000439
3	0.003334	0.000393	0.001062	0.000080	0.001658
4	0.001348	0.000940	0.000629	-0.000522	0.000785
5	0.000390	0.001217	0.000293	0.000131	0.000649
6	0.000043	0.000262	0.000258	-0.000094	0.000291
9	0.000126	0.000070	0.000002	-0.000032	0.000060
12	0.000004	0.000008	0.000011	-0.000017	0.000011

5 结论

本文应用经济理论和多目标决策分析方法,探讨货币政策目标之间的关系,首次建立管理浮动汇制下的货币政策多目标模型。在此基础上,应用多种计量经济学方法(协整、方差分解和脉冲响应分析),根据1994年1月-1998年9月的月度数据,实证研究了中国自实现管理浮动汇率制度以来货币政策目标之间的关系。结果表明,我国货币政策目标及外部冲击之间存在唯一的协整关系:

$$P = 7.701E - 0.214Y + 4.456P_f + 0.040(i - i_f)$$

中央银行在实际操作中将稳定汇率作为一个独立的政策目标;这一经验结果从理论上证实了人们的直觉观察,也验证了本文建立的模型。

由方差分解结果表明,通货膨胀率主要受其自身的滞后(即货币供应量)的影响,其它变量的影响相对较小。随着时间的延续,其它变量对通货膨胀的影响之和基本稳定在10%。也就是说,稳定汇率的货币政策目标和外部冲击对我国国内通货膨胀的影响很小。

考察经济增长率在多大程度上受外部冲击和货币政策的影响是一个具有重要现实意义的问题。表6给出了经济增长率的预测误差方差分解结果,它也表示变量对经济增长的影响程度。结果表明,在1994年1月至1998年9月期间,紧缩通货、外部冲击和稳定汇率平均影响了1/5的经济增长。具体地,紧缩通货影响约3%,外部冲击和稳定汇率影响约15%。这一测算结果对货币当局的政策调整有重要参考价值。

脉冲响应分析结果也验证了本文的模型。

参考文献:

[1] 陈珏. 决策分析[M]. 北京: 科学出版社, 1987. (下转第18页)

©1994-2015 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net



## 参考文献:

- [1] 徐大江. 证券投资决策的多目标线性规划法 [J]. 系统工程理论与实践, 1995(12): 46~ 52
- [2] 荣喜民. 组合证券资产选择模糊最优化模型研究 [J]. 系统工程理论与实践, 1998, 18(8): 26~ 32.
- [3] Charnes A, Cooper WW, Chanced-Constrained Programming [J]. Management Science. 1959, 6(1): 73~ 79.
- [4] 刘宝碇, 赵瑞清. 随机规划与模糊规划 [M]. 北京: 清华大学出版社, 1998.
- [5] Holland J H. Adoption in Natural and Artificial Systems [M]. Univ of Michigan Press, Ann Arbor MI, 1975.

## (上接第 8 页)

- [2] Salvatore D. International Economics [M]. Prentice-Hall International, Inc. 1997.
- [3] Taylor J. Aggregate dynamics and staggered contracts [J]. Journal of Political Economy, 1980, 88 1 ~ 23.
- [4] Lucas R. Expectations and the neutrality of money [J]. Journal of Economic Theory, 1972, 4 103~ 124.
- [5] 谢安. 浅析我国消费价格指数中的“环比”与“同比” [J]. 数量经济技术经济研究, 1998, 8 19~ 22.
- [6] 王煜, 高材林. 1998年 1~ 8月宏观经济形势分析报告 [J]. 金融研究, 1998, 10 1~ 8.
- [7] Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing [J]. Econometrica, 1987, 55 237~ 266.
- [8] Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors [J]. Journal of Economic Dynamic and Control, 1988, 12 231~ 254.
- [9] Johansen S, Juselius K. Testing structure hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK [J]. Journal of Econometrics, 1992, 53 7~ 36.
- [10] Harris R I D. Using cointegration analysis in econometric modelling [M]. Prentice Hall, 1995.
- [11] Osterwald-Lenum M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1992, 50 461~ 72.
- [12] Hendry D F. Dynamic Econometrics [J]. Oxford University Press 1995, 380~ 425.
- [13] Charemza W W, Deadman D F. New directions in econometric practice [M]. Edwards Elgar, England, 1992.
- [14] Newbold P. Statistics for business and economics [M]. Englewood Cliffs Prentice-Hall, Inc. 1984.